

Bất ổn lãi suất và truyền dẫn lãi suất bán lẻ ở Việt Nam

NGUYỄN THỊ NGỌC TRANG

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM - trangtcdn@ueh.edu.vn

TRẦN NGỌC THƠ

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM - thotcdn@ueh.edu.vn

NGUYỄN HỮU TUẤN

Công ty Cổ phần Chứng khoán Sài Gòn - tuanngh@yahoo.com

Ngày nhận:

17/06/2016

Ngày nhận lại:

30/08/2016

Ngày duyệt đăng:

31/08/2016

Mã số:

0616-G19-V02

Tóm tắt

Nghiên cứu phân tích truyền dẫn lãi suất bán lẻ ở VN trong mối quan hệ thay đổi lãi suất tín phiếu kho bạc (Tbill) và lãi suất thị trường liên ngân hàng truyền dẫn vào lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay của các ngân hàng thương mại (NHTM). Tác giả sử dụng dữ liệu thống kê theo tháng giai đoạn 1/1999 - 11/2015 cho các mô hình TAR, MTAR và mô hình EC-EGARCH (1,1)-M. Các mô hình này giúp phát hiện đồng liên kết bất cân xứng và phân tích hành vi điều chỉnh cứng nhắc lãi suất bán lẻ và tác động của bất ổn lãi suất, hiệu ứng đòn bẩy. Kết quả chỉ ra có hiện tượng đồng liên kết bất cân xứng trong truyền dẫn lãi suất liên ngân hàng và Tbill vào lãi suất tiền gửi, và tác động bất ổn lãi suất đến dao động lãi suất bán lẻ trong tất cả các mô hình. Bên cạnh đó, tác giả còn tìm thấy hiệu ứng đòn bẩy trong truyền dẫn lãi suất liên ngân hàng vào lãi suất cho vay.

Abstract

Từ khóa:

Truyền dẫn lãi suất, bán lẻ, bất cân xứng, bất ổn lãi suất, TAR, MTAR.

Keywords:

Interest rate pass-through, retail, asymmetric, interest rate volatility, TAR, MTAR.

This paper analyzes retail interest rate pass-through in relation to changes in Tbill rate and interbank rate pass-through to deposit and lending rates of Vietnam's commercial banks. Using monthly data for the period between January 1999 and November 2015 and adopting TAR, MTAR, and EC-EGARCH (1,1)-M approaches, we find evidence of the asymmetric cointegration in the interbank interest rate and T-bill pass-through to the deposit rate, the impact of interest rate volatility on retail interest rate volatility for all the models, and the leverage effect in the interbank rate pass-through to the lending rate. The results are expected to fill the gap in various studied issues for the case of Vietnam.

1. Giới thiệu

Truyền dẫn lãi suất bán lẻ được hiểu là quá trình truyền động từ các mức lãi suất chính sách đại diện cho quan điểm chính sách tiền tệ (CSTT) của ngân hàng trung ương (NHTU) sang lãi suất bán lẻ ở các NHTM, và từ đó tác động đến nền kinh tế thực thông qua kênh cho vay. Hiện nay, kênh tài trợ nợ chủ yếu cho các doanh nghiệp VN vẫn phụ thuộc nhiều vào hệ thống NHTM. Vì thế, nghiên cứu về truyền dẫn lãi suất bán lẻ không chỉ có ý nghĩa về mặt học thuật mà còn giúp các nhà hoạch định chính sách có thêm thông tin hữu ích đánh giá hiệu quả CSTT trong bối cảnh hội nhập tài chính quốc tế, khi mà dòng vốn vào tác động đáng kể đến kênh tín dụng như hiện nay.

Sau cuộc khủng hoảng châu Á năm 1997 và khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008, nhiều NHTU các nước đã thay đổi chính sách điều hành lãi suất. Điều này cũng thúc đẩy quá trình thay đổi CSTT tại VN. Luật NHNN năm 1999, 2010 và Luật các tổ chức tín dụng năm 1997, 2010 đã thúc đẩy cạnh tranh giữa các NHTM, làm cho thông tin thị trường tài chính luôn luôn thay đổi và đây có thể là một trong những nguyên nhân làm cho lãi suất dao động nhiều hơn. Ngoài ra, ở mỗi giai đoạn NHNN có những quy định khác nhau đối với dòng vốn ra và vào. Trong bối cảnh đó, Chính phủ và nhà đầu tư có thể dự đoán khác nhau về chu kỳ kinh tế. Tất cả những yếu tố này góp phần tạo ra mối liên hệ phi tuyến của quá trình điều chỉnh cân bằng dài hạn lãi suất bán lẻ. Điều này hàm ý: Tồn tại bất cân xứng cân bằng dài hạn (hoặc đồng liên kết) giữa lãi suất thị trường và lãi suất bán lẻ.

Các mức lãi suất chính sách của VN hiện nay được công bố bao gồm lãi suất tái chiết khấu và lãi suất tái cấp vốn. Hai loại lãi suất này đã được các nghiên cứu trước đây đưa vào khi phân tích truyền dẫn lãi suất. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng lãi suất Tbill bởi lẽ NHNN thông qua hoạt động thị trường mở để thể hiện quan điểm chính sách tiền tệ của mình; đây là điểm khác biệt của nghiên cứu này so với các nghiên cứu trước. Ngoài ra, lãi suất bán lẻ ở VN phụ thuộc nhiều vào lãi suất bình quân liên ngân hàng hơn là lãi suất tái cấp vốn (Nguyễn Thị Ngọc Trang & Nguyễn Hữu Tuấn, 2013). Trên thực tế, NHTM luôn có hành vi điều chỉnh lãi suất bán lẻ theo diễn biến của thị trường tiền tệ. Vì vậy, hàm ý tồn tại mối quan hệ cân bằng giữa lãi suất bán lẻ và lãi suất thị trường tiền tệ (Ho & Sauders, 1981). Hơn nữa, ở VN, NHNN kiểm soát thị trường liên ngân hàng thông qua việc công bố các mức lãi suất áp dụng trong từng giai đoạn, do đó sẽ tồn tại mối liên hệ giữa định giá bán lẻ của NHTM với lãi suất bình quân liên ngân hàng. Nhiều nghiên cứu như: Rousseas (1985), Ho và Sauders (1981), Bondt (2002) đều sử

dụng lãi suất thị trường liên ngân hàng để đại diện cho lãi suất biên (lãi suất chính sách) khi nghiên cứu truyền dẫn lãi suất bán lẻ.

Về mặt kỹ thuật, hầu hết các nghiên cứu trước đây về truyền dẫn lãi suất bán lẻ thường sử dụng kiểm định đồng liên kết cân xứng (tuyến tính). Kiểm định này khó phát hiện mối quan hệ bất cân xứng dài hạn giữa các biến lãi suất, vì vậy kiểm định đồng liên kết tuyến tính có thể làm kết quả của các kiểm định bị chệch. Để giảm xác suất xảy ra mô hình sai, cách tiếp cận mô hình phi tuyến có thể giúp nghiên cứu cơ chế truyền dẫn hiệu quả hơn. Ngoài ra, mô hình hiệu chỉnh sai số truyền thống còn bỏ qua ảnh hưởng của rủi ro lãi suất nên có thể giải thích không chính xác quá trình điều chỉnh lãi suất trong ngắn hạn.

Trong nghiên cứu này, tác giả nhấn mạnh đến phân tích quá trình điều chỉnh động ngắn hạn của lãi suất mà các nghiên cứu trước đây ở VN chưa đề cập, đồng thời xem xét tác động của biến động lãi suất và hiệu ứng đòn bẩy trong quá trình truyền dẫn từ lãi suất thị trường sang lãi suất bán lẻ ở VN.

2. Cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm về truyền dẫn lãi suất và điều chỉnh bất cân xứng lãi suất bán lẻ

2.1. Truyền dẫn lãi suất chính sách vào lãi suất bán lẻ

Dựa trên các mô hình định giá của Rousseas (1985), Ho và Sauders (1981), de Bondt (2002), mô hình thực nghiệm phổ biến để nghiên cứu truyền dẫn lãi suất được thiết lập như sau:

$$i = \beta_1 + \beta_2 u$$

Trong đó:

i : Lãi suất do ngân hàng thiết lập (lãi suất bán lẻ);

β_1 : Hệ số Markup¹;

u : Chi phí nguồn vốn; và

β_2 : Hệ số truyền dẫn lãi suất bán lẻ.

Trong suốt chu kỳ kinh tế, khi NHTU điều chỉnh CSTT thì lãi suất thị trường cũng sẽ bị ảnh hưởng, lúc đó, NHTM có thể chuyển chi phí gia tăng do thay đổi lãi suất thị trường sang lãi suất bán lẻ; quá trình này được gọi là truyền dẫn lãi suất (Wang & Lee, 2009; Wang & Nguyen, 2010). Trường hợp NHTM có thể chuyển toàn bộ chi phí sang khách hàng của mình gọi là truyền dẫn hoàn toàn. Trong thực tế, do cân nhắc các vấn đề

về tài chính hoặc ràng buộc chính sách, nên hầu hết các NHTM có thể chỉ truyền ngay lập tức một phần chi phí thay vì toàn bộ chi phí; trường hợp này gọi là truyền dẫn không hoàn toàn. Mặt khác, nếu tỉ lệ truyền dẫn lớn hơn 1 thì được gọi là truyền dẫn trên mức hoàn toàn. Bất chấp truyền dẫn là hoàn toàn hay không hoàn toàn thì vẫn tồn tại mối quan hệ cân bằng² giữa các loại lãi suất và mối quan hệ này chính là yếu tố quan trọng quyết định tính hiệu quả của CSTT.

2.2. *Hành vi điều chỉnh bất cân xứng lãi suất bán lẻ*

Khi lãi suất bán lẻ dịch chuyển khỏi vị trí cân bằng sẽ diễn ra quá trình điều chỉnh. Nếu tốc độ điều chỉnh thay đổi do điều kiện thị trường hoặc thông tin thị trường thì tỉ lệ Markup hoặc Markdown³ của truyền dẫn và hệ số truyền dẫn có thể khác nhau. Đây là trường hợp bất cân xứng trong truyền dẫn.

Điều chỉnh lãi suất bán lẻ thường cứng nhắc do quá trình điều chỉnh bất cân xứng lãi suất bán lẻ. Theo Hannan và Berger (1991), Neumark và Sharpe (1992), có hai nguyên nhân tạo ra bất cân xứng: (1) Giả thuyết thỏa hiệp định giá; và (2) Giả thuyết hành vi người tiêu dùng. Giả thuyết thỏa hiệp định giá hàm ý tính cứng nhắc trong việc nâng lãi suất tiền gửi và giảm lãi suất cho vay. Trong khi đó, giả thuyết hành vi người tiêu dùng hàm ý tính cứng nhắc trong giảm lãi suất tiền gửi và nâng lãi suất cho vay. Giả thuyết về thỏa hiệp định giá dựa trên điều kiện thị trường tập trung. Hannan và Berger (1991) tìm thấy những ngân hàng trong điều kiện thị trường tập trung cao thường cứng nhắc hơn khi điều chỉnh lãi suất trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Theo Scholnick (1999), trên thị trường cho vay, chỉ trong điều kiện doanh nghiệp có quyền kiểm soát thị trường có thể chắc rằng lãi suất cho vay chậm chạp hướng về mức thấp hơn khi lãi suất chính sách giảm xuống.

Trong thị trường cạnh tranh lại xuất hiện tính thiên vị khách hàng thường được gọi là giả thuyết hành vi người tiêu dùng. Lúc này, các ngân hàng quan tâm đến việc điều chỉnh lãi suất sao cho giữ chân được khách hàng do nỗi lo sợ những khách hàng lớn có thể chuyển sang nhà cung cấp dịch vụ khác nếu ngân hàng không điều chỉnh bất cân xứng lãi suất theo thiên vị của người tiêu dùng.

Gần đây, bằng những kĩ thuật mới, các nhà nghiên cứu đã làm rõ biến động lãi suất có tác động đến hành vi điều chỉnh bất cân xứng lãi suất bán lẻ của các NHTM. Chỉ tiêu này được xem như thước đo rủi ro thị trường. Trong thực tế, khi lãi suất thị trường biến động cao, các NHTM có nhiều khả năng tăng lãi suất cho vay và huy động, và do đó ảnh hưởng đến mức độ và tính cân xứng trong truyền dẫn lãi suất. Wang và Lee (2009),

Wang và Nguyen (2010), Haughton và Iglesias (2012), Fadiran và Ezeoha (2012) đều chỉ ra bất ổn lãi suất có tác động đến hành vi điều chỉnh lãi suất của các NHTM, từ đó ảnh hưởng đến truyền dẫn lãi suất.

Các nghiên cứu truyền dẫn lãi suất ở VN trong thời gian qua thường tập trung vào mô hình tuyến tính để đo lường mức độ truyền dẫn lãi suất bán lẻ. Trong đó điển hình là nghiên cứu của Nguyễn Khắc Quốc Bảo và Nguyễn Hữu Huy Nhứt (2013), Đào Thị Thanh Bình (2013), Lê Phan Thị Diệu Thảo và Nguyễn Thị Thu Trang (2014). Tuy nhiên, các nghiên cứu này chưa phân tích biến động lãi suất có tác động gì đến truyền dẫn lãi suất. Đinh Thị Thu Hồng và Phan Đình Mạnh (2013) thảo luận về truyền dẫn lãi suất bất cân xứng có xem xét đến điều kiện bất ổn lãi suất ở VN và một số nền kinh tế mới nổi khác ở châu Á⁴. Tuy nhiên, nghiên cứu này đã bỏ qua các kiểm định quan trọng (kiểm định tự tương quan, kiểm định phát hiện đồng liên kết bất cân xứng...) của mô hình nên kết quả có thể chưa vững.

Như vậy, để đủ bằng chứng chỉ ra có ảnh hưởng bất ổn lãi suất và hiệu ứng đòn bẩy trong mô hình truyền dẫn lãi suất bán lẻ ở VN, tác giả tiến hành các phân tích kiểm chứng chuyên sâu đồng liên kết bất cân xứng, điều chỉnh bất cân xứng, tác động của bất ổn lãi suất và hiệu ứng đòn bẩy trong mô hình truyền dẫn lãi suất bán lẻ ở VN. Nghiên cứu của tác giả lần đầu bổ sung lãi suất Tbill trong mô hình thực nghiệm ở VN. Lãi suất Tbill thường được sử dụng thay thế cho lãi suất liên ngân hàng khi mô hình cần mức lãi suất đại diện chi phí biên nguồn vốn của ngân hàng (Haughton & Iglesias, 2012).

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

Tương tự như Wang và Lee (2009), Wang và Nguyen (2010), Haughton và Iglesias (2012), nghiên cứu này cũng được thực hiện qua hai giai đoạn. Đầu tiên, tác giả xác định tồn tại cân bằng dài hạn giữa lãi suất thị trường hoặc lãi suất Tbill với lãi suất bán lẻ theo mô hình ngưỡng đồng liên kết. Tiếp theo, nếu tồn tại mối liên hệ đồng liên kết, quá trình điều chỉnh ngắn hạn lãi suất bán lẻ sẽ được phân tích và tìm ảnh hưởng của bất ổn lãi suất và hiệu ứng đòn bẩy trong truyền dẫn lãi suất bán lẻ.

3.1. Kiểm định ngưỡng đồng liên kết

Giả định bậc của các biến $\{y_{1t}, \dots, y_{nt}\}$ là $I(1)$. Theo đó, ứng với giả định kiểm định đồng liên kết của Engle và Granger (1987), mối liên hệ dài hạn giữa các biến là:

$$y_{1t} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 y_{2t} + \dots + \widehat{\beta}_n y_{nt} + e_t \quad (1)$$

Trong đó:

$\hat{\beta}_t$: Hệ số ước lượng;

e_t : Sai số. Nếu mối liên hệ cân bằng dài hạn tồn tại, e_t cũng là chuỗi thời gian. Kế thừa nghiên cứu của Enders và Siklos (2001), Wang và Lee (2009), để kiểm định mối liên hệ đồng liên kết, tác giả áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị như phương trình (2).

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó:

ε_t là quá trình nhiễu. Khi $-2 < \rho < 0$, tồn tại liên hệ cân xứng cân bằng dài hạn giữa các chuỗi. Nếu tồn tại cân bằng dài hạn bất cân xứng thì sử dụng phương trình (1) có thể sai sót nghiêm trọng.

Tác giả sử dụng mô hình bất cân xứng TAR như phương trình (3) và mô hình Momentum TAR (MTAR) như phương trình (4) theo đề xuất của Enders và Siklos (2001) để kiểm tra đồng liên kết bất cân xứng, trong đó, 2 mô hình TAR và MTAR được tác giả sửa lại như sau:

$$\Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Với I là biến chỉ số và có giá trị:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{nếu } e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{nếu } e_{t-1} \leq \tau \end{cases}$$

$$\Delta e_t = M_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 e_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Với M là biến chỉ số:

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{nếu } e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{nếu } e_{t-1} \leq \tau \end{cases}$$

Enders và Siklos (2001) sử dụng giá trị thống kê θ để kiểm tra mối liên hệ đồng liên kết bất cân xứng, trong đó, giả thuyết $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ và thống kê θ theo phân phối F. Nếu bác bỏ giả thuyết H_0 hàm ý đồng liên kết tồn tại. Trong trường hợp này, một cách khác có thể kiểm định giả thuyết tồn tại đồng liên kết cân xứng với giả thuyết H_0 là $\rho_1 = \rho_2$. Nếu không thể bác bỏ giả thuyết H_0 ($\rho_1 = \rho_2$) hàm ý tồn tại đồng liên kết cân xứng theo đề xuất của Engle và Granger (1987). Nếu bác bỏ giả thuyết H_0 ($\rho_1 = \rho_2$) tương đương tồn tại đồng liên kết bất cân xứng giữa các biến lãi suất.

3.2. Mô hình EC-EGARCH-M

Mối cân bằng dài hạn giữa lãi suất thị trường hoặc lãi suất chính sách và lãi suất bán lẻ được thể hiện qua mô hình như phương trình (5). Mô hình này được thiết lập dựa vào lý thuyết đã trình bày ở mục 2.1. Khi các biến quan sát là tổ hợp I(1), các tham số trong phương trình (5) có thể ước lượng bằng phương pháp do Engle và Granger (1987) đề xuất.

$$R_t = d_0 + d_1 x_t + e_t \quad (5)$$

Trong đó:

R_t : Lãi suất bán lẻ;

x_t : Đại diện lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill;

e_t : Phần dư; và

d_0 : thể hiện phần tăng/giảm cố định lãi suất bán lẻ; hệ số d_1 đo lường truyền dẫn: $d_1 < 1$ truyền dẫn không hoàn toàn, $d_1 = 1$ truyền dẫn hoàn toàn, $d_1 > 1$ truyền dẫn trên mức hoàn toàn.

Dựa trên phương trình (5), nếu tồn tại đồng liên kết và điều chỉnh bất cân xứng của mô hình hiệu chỉnh sai số, phần dư của mô hình hiệu chỉnh sai số không thể là nhiễu trắng (White Noise). Tác giả thiết lập mô hình bất cân xứng EC-EGARCH (1,1)-M:

$$\Delta R_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta R_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j \Delta v_{t-j} + m \Delta x_t + s \sqrt{\sigma_t^2} + \eta_1 M_t \widehat{e_{t-1}} + \eta_2 (1 - M_t) \widehat{e_{t-1}} + v_t \quad v_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (6)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left| \frac{v_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{v_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (7)$$

Phương trình (6) gọi là phương trình kì vọng có điều kiện. Để giải quyết vấn đề tự tương quan, tác giả đưa vào một bước trễ phần hiệu chỉnh sai số bất cân xứng, tự tương quan trễ AR(p) và trung bình trượt MA(q). Tuy nhiên, tác giả cũng đưa thêm biến động lãi suất vào phương trình kì vọng có điều kiện và xác định phương trình này như một hàm biến thiên của độ lệch chuẩn ($\sqrt{\sigma^2}$). Trong đó, σ^2 là phương sai có điều kiện của v_t . Hệ số s có ý nghĩa thống kê mang giá trị dương, điều này cho biết biến động lãi suất có ảnh hưởng to lớn đến dao động lãi suất biên và ngược lại. Các hệ số η_1 và η_2 trong phương trình (6) đo lường tốc độ điều chỉnh tăng hoặc giảm của cơ chế điều chỉnh cân

bằng. $\widehat{e_{t-1}}$ thể hiện cơ chế hiệu chỉnh sai số về cân bằng dài hạn trong lý thuyết đồng liên kết.

Phương trình (7) thể hiện phương sai theo điều kiện xác suất. Nếu γ có ý nghĩa thống kê và khác 0 hàm ý tồn tại ảnh hưởng bất cân xứng trong phương sai theo điều kiện xác suất. Nếu γ có ý nghĩa thống kê và nhỏ hơn 0 hàm ý tồn tại ảnh hưởng đòn bẩy trong phương sai có điều kiện (Wang & Lee, 2009).

3.3. Kiểm định đặc biệt của mô hình EC-EGARCH (1,1)-M

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng kiểm định dấu hiệu chệch của Engle và Ng (1993) bao gồm kiểm định giá trị chệch âm và kiểm định giá trị chệch dương để kiểm tra sự tồn tại ảnh hưởng bất cân xứng trong mô hình độ lệch chuẩn. Mô hình kiểm định như sau:

$$\left(\frac{\widehat{v}_t}{\sigma_t}\right)^2 = k + c_1 S_t^- + c_2 S_t^- \widehat{v_{t-1}} + c_3 S_t^+ \widehat{v_{t-1}} + i_t \quad (8)$$

Trong đó:

$\left(\frac{\widehat{v}_t}{\sigma_t}\right)$: Độ lệch chuẩn thu được trong mô hình EC-EGARCH (1,1)-M;

i_t : Phần sai số; và

S_t^+ , S_t^- : Biến giả, nhận giá trị 1 khi $\widehat{v_{t-1}} < 0$ và ngược lại.

Tác giả sẽ tiếp tục kiểm định ý nghĩa thống kê của hệ số: Kiểm định đơn với giả thuyết $H_0: c_i = 0$ với $i = 1..3$ và kiểm định phối hợp với giả thuyết $H_0: c_1 = c_2 = c_3 = 0$. Nếu các giả thiết H_0 được chấp nhận trong mức ý nghĩa thống kê, hàm ý mô hình EC-EGARCH (1,1)-M cho kết quả tốt.

3.4. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này xem xét tác động của lãi suất thị trường liên ngân hàng và lãi suất Tbill đến lãi suất bán lẻ (lãi suất cho vay trung bình kì hạn dưới 12 tháng và lãi suất tiền gửi trung bình kì hạn 3 tháng của NHTM lớn có cổ phần chi phối của Nhà nước); lãi suất thị trường liên ngân hàng được đại diện bởi lãi suất liên ngân hàng trong nước kì hạn 3 tháng. Lãi suất tín phiếu kho bạc được đại diện bằng loại tín phiếu có kì hạn 365 ngày. Đối với dữ liệu lãi suất tín phiếu, các dữ liệu bị khuyết ở một số tháng, nghiên cứu sử dụng phương pháp trung bình cộng 4 kì liền kề để bổ sung.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ tháng 1/1999 đến tháng 11/2015. Nguồn thu thập dữ liệu được trình bày trong Bảng 1. Thống kê mô tả các dữ liệu được tóm tắt trong Bảng

2. Kết quả thống kê mô tả cho thấy khoảng dao động của các lãi suất rất lớn, chẳng hạn lãi suất tiền gửi dao động từ 3,54% đến 17,16%, lãi suất cho vay dao động từ 6,69% đến 20,25%. Khoảng dao động lớn của lãi suất hàm ý trong giai đoạn thu thập dữ liệu bất ổn lãi suất cao.

Bảng 1

Các biến trong mô hình nghiên cứu truyền dẫn lãi suất bán lẻ

Diễn giải	Kí hiệu biến	Nguồn
Lãi suất liên ngân hàng kì hạn 3 tháng	VNIBOR3	Bloomberg
Lãi suất tín phiếu kho bạc kì hạn 365 ngày	Tbill	IFS
Lãi suất cho vay trung bình kì hạn dưới 12 tháng	LD	IFS
Lãi suất tiền gửi trung bình kì hạn 3 tháng	DR	IFS

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Bảng 2

Thống kê mô tả dữ liệu nghiên cứu

	VNIBOR3	Tbill	DR	LD	DVNIBOR3	DTbill	DDR	DLD
Trung bình	8,19	6,85	7,77	11,19	-0,04	-0,04	-0,02	-0,03
Trung vị	7,67	6,01	7,17	10,80	-0,04	0,00	0,00	0,00
Lớn nhất	19,46	15,60	17,16	20,25	3,42	9,59	3,39	3,42
Nhỏ nhất	2,28	3,34	3,54	6,96	-3,44	-3,52	-5,22	-4,74
Độ lệch chuẩn	3,05	2,50	2,99	2,69	0,91	1,00	0,70	0,67
Giá trị Skewness	1,11	1,13	1,17	1,24	0,11	4,29	-1,87	-0,66
Giá trị Kurtosis	4,64	3,62	3,96	4,62	7,87	47,14	23,45	20,43
Giá trị Jarque-Bera	64,50	46,40	53,81	74,69	200,06	17.015,65	3.637,14	2.572,82
Xác suất	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Số quan sát	203	203	203	203	202	202	202	202

Ghi chú: D đứng đầu các biến mang ý nghĩa sai phân bậc 1 của biến đó.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê.

4. Kết quả phân tích thực nghiệm

4.1. Kiểm định nghiệm đơn vị và đồng liên kết

Trước khi thực hiện hồi quy đồng liên kết và mô hình EC-EGARCH (1,1)-M, tác giả tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị của từng biến riêng biệt để xác định tính dừng. Nghiên cứu sử dụng phương pháp phổ biến để kiểm định nghiệm đơn vị là DF-GLS. Kết quả ở Bảng 3 cho thấy các biến DR3, LD12, Tbill, VNBOR3 là chuỗi thời gian I(1).

Bảng 3

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

	Chuỗi gốc		Chuỗi sai phân	
	Độ trễ	Thống kê DF-GLS	Độ trễ	Thống kê DF-GLS
DR	5	-1,92*	5	-5,65*
LD	5	-1,39*	1	-6,47*
VNIBOR3	6	-0,86*	8	-2,12**
Tbill	7	-0,68*	0	-14,37*

Ghi chú: *, **, *** lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%. Giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10% lần lượt là -2,58; -1,94; -1,62

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê.

Kết quả các kiểm định phần dư dựa trên mô hình (3) và (4) theo phương pháp đồng liên kết bất cân xứng được trình bày trong Bảng 4.

Bảng 4 cho thấy kết quả kiểm định chỉ ra truyền dẫn lãi suất dài hạn (đồng liên kết) từ lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill vào lãi suất tiền gửi tồn tại dạng bất cân xứng theo mô hình MTAR và cân xứng theo mô hình TAR. Trong khi đó, truyền dẫn từ lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill vào lãi suất cho vay lại tồn tại đồng liên kết cân xứng ở cả hai mô hình. Kết quả này hàm ý các chuỗi lãi suất bán lẻ với lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill có mối quan hệ cân bằng dài hạn.

Bảng 4

Kết quả kiểm định đồng liên kết bất cân xứng

TAR							
	Độ trễ	Ngưỡng giá trị Tau (τ)	Giá trị Phi (Φ)	Giá trị tới hạn kiểm định Phi	Giá trị F	Giá trị tới hạn kiểm định F	Mức ý nghĩa
DR và Tbill	4	-1,267	6,773	6,011	0,542	5,268	10%
DR và VNIBOR3	2	1,743	4,710	6,009	1,072	5,129	10%
LD và Tbill	4	0,365	9,734	8,015	3,503	8,252	5%
LD và VNIBOR3	2	1,499	6,220	5,957	0,386	5,067	10%
MTAR							
	Độ trễ	Ngưỡng giá trị tau (τ)	Giá trị Phi (Φ)	Giá trị tới hạn kiểm định Phi	Giá trị F	Giá trị tới hạn kiểm định F	Mức ý nghĩa
DR và Tbill	4	0,244	29,578	10,510	43,266	11,804	1%
DR và VNIBOR3	2	0,515	15,635	8,044	22,034	8,206	5%
LD và Tbill	4	0,365	9,734	8,015	3,503	8,252	5%
LD và VNIBOR3	2	-0,023	7,930	6,982	3,608	6,653	10%

Ghi chú: Các ngưỡng giá trị được ước lượng theo phương pháp của Enders và Siklos (2001). Phương pháp này đã được tích hợp trên phần mềm Eview 8.1. Các giá trị tới hạn được tính toán theo phương pháp Monte Carlo với số lần mô phỏng 10.000 lần. Các giả thuyết H_0 được chấp nhận khi giá trị thống kê tính toán (giá trị Phi hoặc giá trị F) nhỏ hơn giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa thống kê tương ứng.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê.

4.2. Kết quả cân bằng dài hạn

Kết quả ước lượng các tham số của theo phương pháp EG-OLS được trình bày tóm tắt trong Bảng 5. Hệ số của tham số d_1 trong tất cả các trường hợp đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Các kiểm định về phần dư của các ước lượng EG-OLS đều là chuỗi dừng.

Kết quả này một lần nữa cho thấy tồn tại mối cân bằng dài hạn giữa các biến lãi suất trong từng trường hợp, kết quả củng cố đồng liên kết theo mô hình TAR.

Gần như tất cả các trường hợp ước lượng EG-OLS đều tìm thấy mức độ truyền dẫn lãi suất không hoàn toàn trừ trường hợp truyền dẫn từ lãi suất tín phiếu kho bạc đến lãi suất tiền gửi. Kiểm định Wald ($d_1=1$) trường hợp truyền dẫn từ lãi suất tín phiếu kho bạc đến lãi suất tiền gửi cho thấy có khả năng hệ số truyền dẫn lãi suất bằng 1 trong mức ý nghĩa thống kê. Các trường hợp truyền dẫn không hoàn toàn, hệ số truyền dẫn trung bình ở mức cao, dao động trong khoảng từ 0,76 đến 0,83. Ở khu vực châu Á, Wang và Lee (2009) cũng tìm thấy truyền dẫn lãi suất bán lẻ không hoàn toàn ở các quốc gia như Hàn Quốc, Nhật, Malaysia, Singapore, Philippines, Thái lan...

Bảng 5

Truyền dẫn lãi suất bán lẻ - Cân bằng dài hạn

	DR			LD		
	Hệ số	Sai số	Xác suất	Hệ số	Sai số	Xác suất
VNIBOR3 (d_1)	0,83	0,04	0,00	0,76	0,03	0,00
Hằng số C	0,99	0,32	0,00	4,99	0,28	0,00
Chi-square ($d_1=1$)	21,91		0,00	59,09		0,00
R^2	0,72			0,74		
LB(12)	1146,4		0,00			
LB ² (12)	250,58		0,00			
Tbill (d_1)	0,93	0,05	0,00	0,79	0,05	0,00
Hằng số C	1,43	0,39	0,00	5,75	0,37	0,00
Chi-square ($d_1=1$)	1,93		0,16	16,15		0,00
R^2	0,60			0,54		
LB(12)	703,8		0,00	584,25		0,00
LB ² (12)	124,22		0,00	115,81		0,00

Ghi chú: LB: Ljung-Box statistic, đây là các kiểm định tự tương quan 12 kì.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê.

Kết quả kiểm định LB và LB^2 cho thấy hiện tượng tự tương quan tồn tại trong các mô hình cân bằng dài hạn⁵. Kết hợp với dữ liệu thống kê mô tả Bảng 2, các kiểm định giả thuyết phân phối chuẩn dữ liệu nghiên cứu đều chưa đủ bằng chứng chấp nhận. Điều này hàm ý bất ổn lãi suất có thể tồn tại yếu tố phương sai thay đổi. Đây là dấu hiệu để tác giả sử dụng mô hình EC-EGARCH (1,1)-M trong phân tích cân bằng ngắn hạn.

4.3. Kết quả cân bằng ngắn hạn – Mô hình EC-EGARCH (1,1)-M

Dựa trên kết quả kiểm định ở Bảng 4, tác giả sử dụng mô hình bất cân xứng EC-EGARCH (1,1)-M để kiểm tra lãi suất tiền gửi. Với lãi suất cho vay tác giả sử dụng mô hình cân xứng EC-EGARCH (1,1)-M.

Bảng 6 và 7 trình bày kết quả ước lượng mô hình EC-EGARCH (1,1)-M. Tác giả tiếp cận các kiểm định sau để thực hiện phép thử chẩn đoán: Kiểm định tương quan chuỗi với thống kê $Q12 (uh^{-1/2})$ và $Q12 (u^2h^{-1})$ ở cuối bảng 6 và 7, kết quả cho thấy không có dấu hiệu tự tương quan xuất hiện. Các kiểm định dấu hiệu lệch (SB) của Engle và Ng (1993) bao gồm dấu hiệu chệch trái (NBS) và dấu hiệu chệch phải (PSB) và hợp nhất được trình bày trong Bảng 8. Kết quả kiểm định cho thấy không có ảnh hưởng bất cân xứng trong phần dư, hàm ý rằng mô hình EC-EGARCH (1,1)-M đáng tin cậy.

Bảng 6

Truyền dẫn lãi suất bán lẻ ngắn hạn - Mô hình EC-EGARCH (1,1)-M

DR					LD				
		Hệ số	Sai số	Xác suất			Hệ số	Sai số	Xác suất
Hằng số C	a0	0,03	0,01	0,01	Hằng số C	a0	-0,07	0,04	0,12
DDR(-1)	a1	1,09	0,03	0,00	DLD(-1)	a1	0,27	0,09	0,00
DDR(-2)	a2	-0,51	0,03	0,00	DLD(-2)	a2	0,08	0,09	0,38
DDR(-3)	a3	0,30	0,03	0,00	DLD(-3)	a3	0,07	0,08	0,38
DDR(-4)	a4	-0,24	0,03	0,00	DLD(-4)	a4	0,17	0,05	0,00
DDR(-5)	a5	-0,07	0,03	0,03	DLD(-5)	a5	-0,11	0,05	0,03
Dv(-1)	b1	0,85	0,02	0,00	Dv(-1)	b1	0,32	0,03	0,00
DVNIBOR3	m	0,25	0,01	0,00	DVNIBOR3	m	0,07	0,02	0,00
$\sqrt{\sigma_t^2}$	s	-0,45	0,14	0,00	$\sqrt{\sigma_t^2}$	s	0,22	0,14	0,11

DR					LD				
		Hệ số	Sai số	Xác suất			Hệ số	Sai số	Xác suất
$M_t \widehat{e_{t-1}}$	η_1	0,06	0,01	0,00	$\widehat{e_{t-1}}$	η_1	-0,05	0,01	0,00
$(1 - M_t) \widehat{e_{t-1}}$	η_2	-0,03	0,01	0,01					
Chi-square	$\eta_1 = \eta_2$	25,86		0,00					
Phương trình phương sai					Phương trình phương sai				
C(12)	ω	-0,53	0,16	0,00	C(11)	ω	-1,21	0,22	0,00
C(13)	α	0,50	0,14	0,00	C(12)	α	0,98	0,18	0,00
C(14)	γ	0,06	0,07	0,42	C(13)	γ	-0,24	0,13	0,06
C(15)	β	0,97	0,02	0,00	C(14)	β	0,73	0,07	0,00
R ²		0,93			R ²		0,31		
Log likelihood		109,14			Log likelihood		-87,46		
Durbin-Watson stat		1,95			Durbin-Watson stat		2,05		
Q12 ($uh^{-1/2}$)		15,46		0,22	Q12 ($uh^{-1/2}$)		13,042		0,366
Q12 (u^2h^{-1})		7,29		0,838	Q12 (u^2h^{-1})		12,72		0,389
ARCH(1)		0,859		0,36	ARCH(1)		0,198		0,66

Ghi chú: Độ trễ được lựa chọn theo tiêu chí lược đồ tự tương quan.

Nguồn: Tính toán của tác giả theo phần mềm thống kê.

Bảng 7

Truyền dẫn lãi suất bán lẻ ngắn hạn – Mô hình EC-EGARCH (1,1)-M (tt)

DR					LD				
		Hệ số	Sai số	Xác suất			Hệ số	Sai số	Xác suất
C	a_0	0,00	0,000	0,00	C	a_0	0,00	0,001	0,00
DDR(-1)	a_1	1,39	0,001	0,00	DLD(-1)	a_1	1,22	0,005	0,00
DDR(-2)	a_2	-0,68	0,001	0,00	DLD(-2)	a_2	-0,07	0,003	0,00
DDR(-3)	a_3	0,41	0,001	0,00	DLD(-3)	a_3	-0,16	0,002	0,00
DDR(-4)	a_4	-0,31	0,001	0,00	DLD(-4)	a_4	0,03	0,003	0,00

DR					LD				
		Hệ số	Sai số	Xác suất			Hệ số	Sai số	Xác suất
DDR(-5)	a ₅	-0,10	0,001	0,00	DLD(-5)	a ₅	-0,34	0,002	0,00
DDR(-6)	a ₆	0,18	0,001	0,00	DLD(-6)	a ₆	0,27	0,003	0,00
DV(-1)	b ₁	0,99	0,001	0,00	DV(-1)	b ₁	1,00	0,002	0,00
DTBILL	m	0,10	0,001	0,00	DTBILL	m	0,15	0,001	0,00
$\sqrt{\sigma_t^2}$	s	0,22	0,055	0,00	$\sqrt{\sigma_t^2}$	s	-0,20	0,067	0,00
$M_t \widehat{e_{t-1}}$	η_1	0,0002	0,001	0,05	$\widehat{e_{t-1}}$	η_1	0,00	0,001	0,00
$(1 - M_t) \widehat{e_{t-1}}$	η_2	0,0001	0,000	0,00					
Chi-square	$\eta_1 = \eta_2$	7,89		0,01					
Phương trình phương sai					Phương trình phương sai				
C(13)	ω	-2,09	0,12	0,00	C(12)	ω	-3,59	0,28	0,00
C(14)	α	2,40	0,14	0,00	C(13)	α	2,13	0,19	0,00
C(15)	γ	0,33	0,10	0,00	C(14)	γ	0,08	0,14	0,55
C(16)	β	0,93	0,02	0,00	C(15)	β	0,69	0,04	0,00
R ²		0,96			R ²		0,97		
Log likelihood		500,23			Log likelihood		369,15		
Durbin-Watson stat		1,26			Durbin-Watson stat		1,71		
Q12 (uh ^{-1/2})		12,27		0,43	Q12 (uh ^{-1/2})		15,65		0,21
Q12 (u ² h ⁻¹)		16,52		0,17	Q12 (u ² h ⁻¹)		21,25		0,05
ARCH(1)		0,63		0,42	ARCH(1)		0,17		0,65

Ghi chú: Độ trễ được lựa chọn theo tiêu chí lược đồ tự tương quan.

Nguồn: Tính toán của tác giả theo phần mềm thống kê.

Hệ số m: Tất cả các trường hợp, hệ số m đều có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê 1%. Hệ số truyền dẫn ngắn hạn từ lãi suất liên ngân hàng vào lãi suất tiền gửi và cho vay lần lượt là 0,25 và 0,07. Hệ số truyền dẫn ngắn hạn từ lãi suất Tbill vào lãi suất tiền gửi và cho vay lần lượt là 0,1 và 0,15. Như vậy, tất cả các hệ số truyền dẫn ngắn hạn đều nhỏ hơn 1.

Bảng 8

Kết quả kiểm tra dấu hiệu chệch của phần dư mô hình EC-EGARCH (1,1)-M

	SB ($H_0: c_1=0$)		NSB ($H_0: c_1=0$)		PSB ($H_0: c_1=0$)		Joint ($H_0: c_1=c_2=c_3=0$)	
	Giá trị	Xác suất	Giá trị	Xác suất	Giá trị	Xác suất	Giá trị	Xác suất
<i>Equation(1): EQ15_DR_VNI</i>								
Chi-square	0,57	0,45	0,19	0,66	1,62	0,20	1,86	0,60
<i>Equation(2): EQ15_LD_VNI</i>								
Chi-square	1,37	0,24	0,02	0,89	0,00	0,99	2,24	0,52
<i>Equation(3): EQ15_DR_TBILL</i>								
Chi-square	0,98	0,32	0,75	0,39	0,20	0,66	1,96	0,58
<i>Equation(4): EQ15_LD_TBILL</i>								
Chi-square	2,03	0,15	0,14	0,71	0,60	0,44	2,55	0,47

Ghi chú: Các tham số c_i được ước lượng từ mô hình (8). Equation(1), (2), (3) và (4) lần lượt là các kết quả kiểm định của các mối quan hệ truyền dẫn qua mô hình EC-EGARCH (1,1)-M của lãi suất liên ngân hàng(VNIBOR3), lãi suất Tbill vào lãi suất tiền gửi (DR) và cho vay (LD).

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê.

Hệ số s: Với mô hình truyền dẫn lãi suất liên ngân hàng sang lãi suất tiền gửi và lãi suất Tbill vào lãi suất cho vay hệ số s có giá trị âm, các trường hợp còn lại có giá trị dương. Tất cả các hệ số đều có ý nghĩa thống kê. Hệ số âm hàm ý bất ổn lãi suất bán lẻ có tương quan ngược chiều với biến động ngắn hạn của lãi suất bán lẻ, trong khi giá trị dương hàm ý mối quan hệ cùng chiều.

Bất ổn lãi suất có tương quan nghịch với lãi suất tiền gửi có thể là kết quả hành vi tối đa hóa lợi nhuận của ngân hàng. Trong điều kiện bất ổn lãi suất tăng lên (đồng nghĩa với rủi ro thị trường tăng), các NHTM sẽ giảm lãi suất tiền gửi và nếu tăng hoặc giữ lãi suất cho vay để đảm bảo mức lãi cận biên dương và có thể đóng góp vào lợi nhuận sau cùng của ngân hàng. Wang và Lee cũng tìm thấy tác động ngược chiều của bất ổn lãi suất đến lãi suất tiền gửi ở Hàn Quốc, Malaysia, Thái Lan và Đài Loan. Kết quả tương tự cũng được Haughton và Iglesias (2012) tìm thấy ở Barbados, Guyana, Haiti, St. Lucia và Trinidad & Tobago. Tuy nhiên, ở VN, vấn đề kìm hãm lãi suất tiền gửi vẫn tồn tại trong suốt giai đoạn thu thập dữ liệu. Do vậy khi bất ổn lãi suất tăng, lãi suất tiền gửi danh

nghĩa có thể không tăng hoặc giảm nhẹ, nhưng lãi suất huy động thực tế của các NHTM lại tăng. Theo ghi nhận của tác giả, do trong điều kiện thanh khoản kém, các NHTM thường có hành vi “lách trần lãi suất” bằng nhiều hình thức như quà tặng, thưởng hoa hồng hay tính lãi ghép liên tục... để huy động đủ nhu cầu vốn. Vì vậy, mối tương quan âm giữa bất ổn lãi suất tiền gửi với biến động ngắn hạn của lãi suất tiền gửi có thể phản ánh vấn đề kìm hãm lãi suất bán lẻ ở VN.

Đối với lãi suất cho vay, bất ổn lãi suất làm giảm biến động ngắn hạn lãi suất cho vay trong mô hình truyền dẫn lãi suất Tbill vào lãi suất cho vay. Tuy nhiên, hệ số tương quan tìm thấy ở mức -0,2, hệ số này nhỏ hơn nhiều so với mô hình lãi suất tiền gửi là -0,45. Mối quan hệ này có thể phản ánh hành vi giữ chân khách hàng. Các ngân hàng có quy mô lớn trên thị trường có thể giảm lãi suất cho vay chút ít so với thị trường để giữ mối quan hệ với khách hàng lớn, khách hàng thân thiết và cũng để thu hút khách hàng từ đối thủ cạnh tranh. Mặt khác, mẫu nghiên cứu được thực hiện trên các ngân hàng có vốn chi phối của Nhà nước nên lãi suất cho vay giảm khi bất ổn lãi suất trên thị trường tăng phản ánh vai trò san sẻ khó khăn với các công ty theo mong muốn của Chính phủ. Với lãi suất tiền gửi, các ngân hàng có mức giảm lớn hơn. Kết quả cũng có thể do các NHTM có vốn chi phối của Nhà nước được người dân tín nhiệm cao hơn, nên cho dù có giảm lãi suất tiền gửi các ngân hàng này vẫn thu hút được lượng tiền gửi lớn. Haughton và Iglesias (2012) cũng tìm thấy kết quả tương tự tại Guyana và Haiti.

Hệ số η_1, η_2 : Kiểm định giả thuyết $H_0: \eta_1 = \eta_2$ cho kết quả bác bỏ giả thiết H_0 ở mô hình truyền dẫn ngắn hạn lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill vào lãi suất tiền gửi. Điều này chỉ ra mất cân bằng trong điều chỉnh lãi suất ngắn hạn là bất cân xứng. So sánh giá trị tuyệt đối của η_1, η_2 thấy rằng điều chỉnh tăng cứng nhắc ($|\eta_1| > |\eta_2|$); hàm ý khi lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill tăng thì lãi suất tiền gửi tăng lên chậm hơn, trong khi lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill giảm thì lãi suất tiền gửi giảm nhanh hơn. Kết quả điều chỉnh này cho thấy tồn tại giả thiết thoả hiệp định giá. Với việc chậm tăng lãi suất tiền gửi khi lãi suất liên ngân hàng hoặc Tbill tăng, các NHTM đã tạo ra mức lợi nhuận cao hơn. Vì có thể là nhóm những ngân hàng lớn hàng đầu và có vốn chi phối của Nhà nước nên các NHTM này có thể tạo niềm tin tốt hơn cho khách hàng về rủi ro thanh toán. Điều này làm cho khách hàng chấp nhận gửi tiền ở các ngân hàng lớn với mức lãi suất thấp hơn.

Hệ số η_1 : Dấu của hệ số này mang giá trị âm đối với mô hình truyền dẫn lãi suất liên ngân hàng vào lãi suất cho vay. Chỉ số này hàm ý mất cân bằng ngắn hạn có thể hội tụ để đạt cân bằng dài hạn bằng hệ số độ dốc điều chỉnh theo lý thuyết đồng liên kết.

Hệ số γ : Các hệ số γ đều có ý nghĩa thống kê. Điều này hàm ý ảnh hưởng bất cân xứng theo phương sai có điều kiện tồn tại trong cả mô hình lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay ở VN. Tuy nhiên, giá trị hệ số γ có ý nghĩa thống kê và nhỏ hơn 0 trong mô hình truyền dẫn lãi suất liên ngân hàng sang lãi suất cho vay. Kết quả này hàm ý rằng hiệu ứng đòn bẩy tồn tại và thông tin giảm mức lãi suất biên có thể dẫn đến dao động lãi suất cho vay lớn hơn.

5. Kết luận và các hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Tác giả đã thực hiện các phân tích đo lường hệ số truyền dẫn lãi suất bán lẻ dài hạn bằng kiểm định đồng liên kết phi tuyến. Kết quả nghiên cứu tìm thấy truyền dẫn lãi suất dài hạn từ lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill vào lãi suất tiền gửi tồn tại dạng bất cân xứng theo mô hình MTAR và cân xứng theo mô hình TAR. Trong khi đó, lãi suất cho vay lại tồn tại đồng liên kết cân xứng ở cả hai mô hình.

Gần như tất cả các trường hợp ước lượng EG-OLS đều tìm thấy mức độ truyền dẫn lãi suất dài hạn không hoàn toàn trừ trường hợp truyền dẫn từ lãi suất tín phiếu kho bạc đến lãi suất tiền gửi. Hệ số truyền dẫn ngắn hạn trong tất cả trường hợp đều là không hoàn toàn. Với mô hình truyền dẫn lãi suất liên ngân hàng sang lãi suất tiền gửi và lãi suất Tbill vào lãi suất cho vay, hệ số bất ổn lãi suất có giá trị âm, các trường hợp còn lại có giá trị dương.

Mô hình truyền dẫn ngắn hạn lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất Tbill vào lãi suất tiền gửi chỉ ra điều chỉnh lãi suất ngắn hạn là bất cân xứng. Kết quả điều chỉnh này cho thấy tồn tại giả thuyết thoả hiệp định giá trong điều chỉnh lãi suất tiền gửi.

Như vậy, ảnh hưởng bất cân xứng theo phương sai có điều kiện tồn tại trong cả mô hình lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay ở VN. Tuy nhiên, hiệu ứng đòn bẩy chỉ xuất hiện trong mô hình truyền dẫn từ lãi suất liên ngân hàng sang lãi suất cho vay.

Tóm lại, kết quả nghiên cứu tìm thấy truyền dẫn không hoàn toàn trong lãi suất bán lẻ ở hầu hết các trường hợp giống như các nghiên cứu trước đây. Ngoài ra, tác giả còn phát hiện những kết quả mới như: (1) Mức độ truyền dẫn hoàn toàn từ lãi suất Tbill sang

lãi suất tiền gửi; (2) Bất ổn lãi suất có tác động đến hành vi điều chỉnh lãi suất bán lẻ của các NHTM, tuy nhiên do chính sách kiểm soát lãi suất của NHNN nên bằng chứng này chưa mạnh mẽ; và (3) Có hiệu ứng đòn bẩy từ lãi suất ngân hàng sang lãi suất cho vay.

5.2. Các hàm ý chính sách

Từ kết quả nghiên cứu bất cân xứng truyền dẫn lãi suất bán lẻ, nghiên cứu thấy rằng để các kênh truyền dẫn tạo ra tác động như mong đợi đối với mục tiêu giá cả và sản lượng nhà hoạch định chính sách nên quan tâm đến một số vấn đề cơ bản sau:

- Kết quả nghiên cứu cho thấy bất ổn lãi suất có tác động đến truyền dẫn lãi suất bán lẻ. Để giảm thiểu tác động bất ổn lãi suất đến lãi suất bán lẻ, NHNN cần phải tiến hành chính sách tiền tệ theo dạng “định hướng thị trường tiền tệ (Forward Guidance), thông qua việc công bố thường xuyên hơn các hướng đi chính sách trong cả ngắn hạn và dài hạn. Một khi thị trường hiểu được các tín hiệu phát ra từ NHNN, các bất ổn trong truyền dẫn lãi suất cũng sẽ giảm theo.

- Hiệu ứng đòn bẩy xuất hiện trong mô hình truyền dẫn lãi suất liên ngân hàng vào lãi suất cho vay, điều này hàm ý các thông tin về quản lý lãi suất liên ngân hàng nên được minh bạch dưới dạng văn bản. Điều này tạo dựng niềm tin cho các nhà quản trị ngân hàng từ đó giảm các tin đồn xấu. Hay nói cách khác hiệu ứng đòn bẩy có thể giảm khi thông tin quản lý minh bạch hơn.

- Lãi suất Tbill có truyền dẫn gần như hoàn toàn vào lãi suất tiền gửi. Vì vậy, NHNN có thể sử dụng công cụ tín phiếu kho bạc làm tín hiệu dẫn dắt lãi suất bán lẻ. Do vậy, trong vấn đề quản lý lãi suất bán lẻ, NHNN nên có giải pháp thay đổi liên quan đến đấu thầu tín phiếu kho bạc.

- Hành vi điều chỉnh bất cân xứng lãi suất bán lẻ không chỉ có ở VN mà còn xuất hiện ở nhiều nước. Hành vi này khó có thể loại trừ, chỉ có thể giảm các hiệu ứng tiêu cực của nó. NHNN nên có các cách quản lý để giảm hiệu ứng điều chỉnh bất cân xứng thông qua việc tăng cường giám sát tuân thủ, công bố thông tin minh bạch và thúc đẩy thị trường bán lẻ cạnh tranh■

Chú thích

¹ Hệ số này đại diện cho mức cộng thêm trong mô hình định giá.

² Tiếp cận theo phân tích đồng liên kết.

- ³ Hệ số β_1 (hệ số cộng thêm) trong mô hình định giá lãi suất bán lẻ (Rousseas, 1985). Trong trường hợp hệ số β_1 có giá trị âm được gọi là Markdown (Wang & Lee, 2009).
- ⁴ Gồm VN, Trung Quốc, Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Hàn Quốc, Hồng Kông, Thái Lan.
- ⁵ Việc khắc phục tự tương quan trong mô hình cân bằng dài hạn có thể thực hiện bằng phương pháp Phillp-Loretan (1991) (PL). Nguyễn Thị Ngọc Trang & Nguyễn Hữu Tuấn (2013) cũng tìm thấy truyền dẫn lãi suất bán lẻ không hoàn toàn bằng phương pháp PL và EG-OLS và hệ số truyền dẫn bằng phương pháp PL và EG-OLS không có nhiều khác biệt. Trong nghiên cứu này, tác giả tập trung vào truyền dẫn ngắn hạn và yếu tố bất ổn lãi suất ảnh hưởng đến truyền dẫn ngắn hạn nên các phân tích khắc phục tự tương quan trong mô hình dài hạn được bỏ qua

Tài liệu tham khảo

- Bondt, D. (2002). Retail bank interest rate pass-through: New Evidence at the euroarea level. *European Central Bank*. Working Paper No.136.
- Đào Thị Thanh Bình. (2013). Điều tiết lãi suất và tác động của trần lãi suất huy động lên hệ thống ngân hàng VN. *Tạp chí Kinh Tế & Phát Triển*, 198, 38-44.
- Đinh Thị Thu Hồng, & Phan Đình Mạnh. (2013). Hiệu quả của chính sách tiền tệ thông qua kênh truyền dẫn lãi suất. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 12, 39-47
- Enders, W., Siklos, P. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing of the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1987), 143-159.
- Fadiran, G. O., & Ezeoha, A. (2012). South african market volatility, asymmetry and retail interest rates pass-through. *South African Journal of Economics*, 80(2), 157-180.
- Hannan, T., & Berger, A. (1991). The rigidity of prices: Evidence from the banking industry. *American Economic Review*, 81(4), 938-945.
- Haughton, A. Y., & Iglesias E. M. (2012). Interest rate volatility, asymmetric interest rate pass through and the monetary transmission mechanism in the Caribbean compared to US and Asia. *Economic Modelling*, 29 (2012), 2071-2089
- Ho, T., & Saunders, A. (1981). The determinants of banks interest margins: Theory and empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4), 581-600.
- Lê Phan Thị Diệu Thảo, & Nguyễn Thị Thu Trang. (2014). Hiệu ứng truyền dẫn lãi suất: ứng dụng mô hình hiệu chỉnh sai số ECM. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 102, 25-35.

- Neumark, D., & Sharpe, S. (1992). Market structure and the nature of price rigidity. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 657-680.
- Nguyễn Khắc Quốc Bảo, & Nguyễn Hữu Huy Nhứt. (2013). Bảng chứng thực nghiệm của truyền dẫn lãi suất bất cân xứng ở VN. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 27(4), 11-22.
- Nguyễn Thị Ngọc Trang, & Nguyễn Hữu Tuấn. (2013). Minh bạch chính sách tiền tệ và truyền dẫn lãi suất bán lẻ ở VN. *Tạp chí Phát triển và hội nhập*, 15(25), 18-21.
- Patnaik, I. & Shah, A. (2004). Interest rate volatility and risk in indian banking. *IMF Working Papers 04/17, International Monetary Fund*.
- Phillips, P., & Loretan, M. (1991). Estimating long-run equilibria. *The Review of Economic Studies*, 58(3), 407-436.
- Rousseas, S. (1985). A mark-up theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics*, 8(1), 135-144.
- Scholnick, B. (1999). Interest rate asymmetries in long-term loan and deposit markets. *Journal of Financial Services Research*, 16(5), 5-26.
- Wang, K. M., & Lee, Y. -M. (2009). Market volatility and retail interest rate pass-through. *Economic Modelling*, 26(6), 1270-1282.
- Wang, K. M., & Nguyen, T. T. B. (2010). Asymmetric pass-through and risk of interest rate: An empirical exploration of Taiwan and Hong Kong. *Applied Economics, Taylor and Francis Journals*, 42(5), 659-670.
- Wetherilt, A. V. (2002). *Money market operations and short-term interest rate volatility in the United Kingdom*. Working Paper No. 174. Bank of England 2002.